# Working Paper

## Department of Finance

### Economic and Fiscal Policy Branch

Working papers are circulated in the language of preparation, to make analytic work undertaken by the staff available to a wider readership. They have received only limited evaluation and do not reflect the views of the Department of Finance. Comments on the working papers are invited and may be sent to the author(s).

102-00409/

# L'écart à terme comme indicateur de l'activité économique : L'expérience des années 90

Paul Delâge et Jean-François Fillion*
Ministère des Finances

2000-04

Les auteurs voudraient remercier pour leurs commentaires, leurs collègues, Mostafa Askari, Maxime Fougère, Doug Hostland, Robert Lamy, Steven James et Benoît Robidoux, ainsi que Greg Tkacz de la Banque du Canada. Ils remercient également Paule Bonneville pour son travail de correction.

*courriel : Fillion.Jean-Francois@fin.gc.ca; tél. (613) 992-6707

## Table des matières


| | | |
|---|---|---|
| | Résumé/Abstract | 2 |
| 1 | Introduction | 3 |
| 2 | Une brève revue du rôle de l'écart à terme comme indicateur économique | 4 |
| 3 | Problèmes de mesure de l'écart à terme | 8 |
| | 3.1 L'écart à terme et la variabilité de la prime à terme | 9 |
| | 3.2 L'écart à terme et le changement des attentes inflationnistes | 12 |
| 4 | L'asymétrie de la relation entre l'écart à terme et l'activité économique | 14 |
| 5 | L'écart à terme dans une équation élargie de courbe IS | 16 |
| 6 | Conclusions | 20 |
| 7 | Bibliographie | 22 |
| | Tableaux | 23 |
| | Graphiques | 30 |

## Résumé

Les années 90 ont soulevé un défi important en ce qui a trait au rôle prédictif de l'écart à terme. De fait, les résultats d'un modèle indicateur-type laissaient présager un taux de croissance moyen du PIB sensiblement plus élevé que ce que nous avons observé au cours de la période 1992-98. Dans ce travail, les auteurs proposent et vérifient empiriquement un certain nombre d'hypothèses qui pourraient expliquer la diminution de la performance prédictive récente de l'écart à terme. Les résultats empiriques montrent qu'un problème de mesure relié à la variabilité de la prime à terme est un facteur important pour expliquer cette baisse de la performance prédictive. Ainsi, après avoir corrigé l'écart à terme pour une des composantes variables de la prime à terme -- soit la prime de risque du taux d'intérêt à long terme canadien par rapport à sa contrepartie américaine --, ils concluent que l'utilisation de l'écart à terme corrigé permet de réduire considérablement le problème de sur-prédiction du taux de croissance de l'activité économique. En outre, les résultats d'estimation d'une équation élargie de l'activité économique réelle (du type courbe-IS) permettent d'appuyer la conclusion précédente.

## Abstract

The 1990s have posed a major challenge in terms of the predictive role of the term spread. The results from a typical indicator model suggested an average GDP growth rate substantially higher than the one we observed over the 1992-98 period. In this paper, the authors propose and empirically verify a number of hypotheses which could explain the drop in the recent predictive performance of the term spread. The empirical results show that a measurement problem related to the variability of the term premium is a major factor in explaining this drop in predictive performance. Thus, after adjusting the term spread for one of the variable components of the term premium -- the risk premium of the Canadian long-term interest rate vis-à-vis its U.S. counterpart -- they conclude that using the adjusted term spread considerably reduces the problem of over-prediction of the growth rate for economic activity. In addition, the estimation results of an IS-curve equation for real economic activity supports the previous conclusion.

## 1. Introduction

Il est bien connu que l'écart à terme, c'est-à-dire l'écart entre le taux d'intérêt à long terme et le taux d'intérêt à court terme, est l'un des meilleurs indicateurs simples de l'activité économique au Canada. Les années 90 ont toutefois permis de soulever un défi important en ce qui a trait au rôle prédictif de l'écart à terme. De fait, les résultats d'un modèle indicateur-type laissaient présager un taux de croissance du PIB de 6,5 pour 100 par année, en moyenne, au cours de la période 1992-1998. Or, le taux de croissance moyen du PIB a plutôt été de 2,7 pour 100 au cours de cette période, et le modèle indicateur-type a surestimé le taux de croissance de la production au cours de chacune des années de 1992 à 1998. Un changement de la relation entre l'écart à terme et le taux de croissance de l'activité économique durant les années 90 apparaît d'ailleurs très clairement au Graphique 1.

Dans ce travail, nous proposons et nous vérifions empiriquement un certain nombre d'hypothèses qui pourraient expliquer la diminution de la performance prédictive récente de l'écart à terme.

Les deux premières hypothèses portent sur des problèmes de mesure de l'écart à terme. Plus précisément, nous examinons comment, d'une part, la hausse de la prime de risque incorporée dans le taux d'intérêt à long terme et, d'autre part, le niveau relativement élevé du taux d'inflation attendu à long terme (par rapport au taux d'inflation courant), auraient pu contribuer à réduire le pouvoir prédictif de l'écart à terme au cours des années 90. Dans ces circonstances, un écart à terme positif comme celui du milieu des années 90 n'indique pas nécessairement des conditions monétaires ou financières relâchées et, en ce sens, il n'est pas précurseur d'une forte activité économique. Dans ce travail, nous examinons le rôle prédictif de l'écart à terme après avoir corrigé le taux d'intérêt à long terme des variations estimées de la prime de risque, et les taux d'intérêt long et court, de la différence entre les attentes inflationnistes à long terme et celles à court terme.

Les autres hypothèses qui pourraient expliquer la diminution de la performance prédictive de l'écart à terme au cours de la période 1992-1998 relèvent de problèmes de spécification du modèle indicateur. D'abord, nous examinons la possibilité que la relation entre l'écart à terme et l'activité économique soit asymétrique. En ce sens, une étude récente de Macklem, Paquet et Phaneuf (1996) montrait que les baisses de l'activité économique qui ont suivi les épisodes où l'écart à terme était négatif ont été plus prononcées que les reprises économiques qui ont fait suite aux épisodes où l'écart à terme était positif. Puisque l'écart à terme a généralement été positif au cours de la période 1992-1998, nous vérifions si cette forme d'asymétrie peut expliquer la surestimation du modèle indicateur de base.

Dans un autre temps, nous nous penchons sur le problème d'omission de variables qui est souvent caractéristique des modèles indicateurs simples. Nous ajoutons au modèle indicateur de base quatre variables explicatives, soit une mesure du taux d'intérêt réel à long terme, une mesure de l'activité économique aux États-Unis, une mesure de l'orientation de la politique fiscale canadienne et une mesure du taux de change du dollar canadien. Nous étudions comment ces ajouts modifient la performance d'ensemble du modèle et, en particulier, le rôle de l'écart à terme.

Dans la prochaine section de ce texte, la Section 2, nous examinons un peu plus en détail la performance récente du modèle indicateur de base. Dans les sections 3 et 4, nous étudions respectivement les problèmes de mesure et la question de l'asymétrie. La Section 5 donne les résultats des modèles élargis comprenant un plus grand nombre de variables explicatives. La Section 6 présente nos principales conclusions.

## 2. Une brève revue du rôle de l'écart à terme comme indicateur économique

Avant d'examiner certaines hypothèses qui pourraient expliquer la diminution de la performance de l'écart à terme comme indicateur de l'activité économique au cours des années 90, il est bon de situer le rôle indicateur de cette variable dans un cadre d'analyse. Pour faciliter la discussion, il est utile de décomposer l'écart à terme de la façon suivante :

$$i_t^n - i_t \equiv \left[\frac{1}{n} E_t \sum_{i=0}^{n-1} r_{t+i}^{\bullet} - r_t^{\bullet}\right] + \left[\frac{1}{n} E_t \sum_{i=0}^{n-1} \pi_{t+1+i} - E_t \pi_{t+1}\right] + \psi_t$$

où $i_t^n$ = taux d'intérêt nominal à long terme (échéance de $n$ périodes)

$i_t$ = taux d'intérêt nominal pour une échéance d'une période

$E_t$ = valeur attendue étant donné l'information disponible au temps t

$r_t^{\bullet}$ = taux d'intérêt réel pour une échéance d'une période

$\pi_t$ = taux d'inflation d'une période

$\psi_t$ = prime à terme

Selon cette décomposition, l'écart à terme comprend trois éléments : la différence entre le taux d'intérêt réel à long terme, qui correspond aux attentes relatives aux taux d'intérêt réels à court terme, et le taux d'intérêt réel à court terme; la différence entre les attentes inflationnistes à long terme et celles à court terme; et la présence d'une prime à terme.

Pour que l'écart à terme soit un bon indicateur de l'activité économique, il faut que ses variations traduisent principalement les changements du taux d'intérêt *réel* à court terme par rapport à son niveau d'équilibre attendu à long terme. Plus spécifiquement, pour que l'écart à terme cause les fluctuations de l'activité économique[1], il faut que (a) les variations temporaires du taux d'intérêt réel à court terme exercent un effet sur la substitution entre la consommation présente et future; (b) les variations du taux d'intérêt à long terme traduisent principalement les changements des attentes du taux d'intérêt réel à court terme; (c) les changements des attentes inflationnistes affichent un

---

[1] Certains économistes, notamment Harvey (1997), soutiennent que l'écart à terme ne cause pas la production, mais que la corrélation entre les deux variables traduit plutôt la réponse endogène de l'écart à terme à l'évolution **prévue** de l'activité économique. Par exemple, si les agents économiques prévoient une expansion économique accompagnée d'une hausse probable des taux d'intérêt à court terme, ils vont réduire le terme de leurs placements de façon à augmenter leurs revenus de placements. Cette substitution de titres fera augmenter le prix courant (réduire le rendement) des titres courts et diminuer le prix courant (augmenter le rendement) des titres longs. Ainsi, l'écart à terme augmente juste avant la période de croissance économique. À notre connaissance, cette forme d'endogénéité de l'écart à terme n'a jamais été vérifiée.

degré de persistance élevé et affectent à peu près également les taux d'intérêt nominaux à long terme et à court terme; (d) la prime à terme incorporée dans les taux d'intérêt à long terme est stable dans le temps. Nous discutons plus en détail des conditions (c) et (d) dans la Section 3.

Les deux premières conditions aident à comprendre pourquoi l'écart à terme est un meilleur indicateur des fluctuations à court terme de la croissance économique que le niveau des taux d'intérêt réels à court terme ou à long terme. Puisque l'écart à terme fourni de l'information sur le niveau actuel des taux d'intérêt à court terme par rapport à leur niveau moyen attendu, il constitue un indicateur du moment le plus propice pour les agents pour réaliser leurs dépenses et, par conséquent, de la dynamique à court terme de la demande globale. Par exemple, un consommateur qui désire effectuer une dépense importante devrait être enclin à la réaliser plus tôt dans le temps si le taux d'intérêt à long terme est plus élevé que le taux à court terme, indiquant des attentes que les taux courts devraient augmenter par rapport à leur niveau présent[2].

Depuis la fin des années 80, un grand nombre d'études empiriques ont documenté la performance de l'écart à terme comme indicateur avancé de l'activité économique. Au Canada, les résultats de Cozier et Tkacz (1994) ont montré qu'au cours des années 60, 70 et 80, la mesure de l'écart à terme à elle seule pouvait expliquer jusqu'à 60 % de la variance de la croissance annuelle du PIB une année à l'avance. Cette corrélation entre les valeurs retardées de l'écart à terme et le taux de croissance de l'activité économique est d'ailleurs bien représentée au Graphique 1. En outre, un indice avancé de l'activité économique élaboré au ministère des Finances regroupant un ensemble de dix indicateurs

[2] Pour plus de renseignements sur la théorie et les résultats empiriques qui sous-tendent le rôle indicateur de l'écart à terme, voir par Clinton (1994-95) ainsi que Smets et Tsatsaronis (1997). On explique souvent la performance prédictive élevée de l'écart à terme par le fait qu'il constitue une bonne mesure de l'orientation à court terme de la politique monétaire. Voir à ce sujet, Cozier et Tkacz (1994) ainsi que Côté et Fillion (1998).

accorde la pondération la plus élevée à l'écart à terme (Lamy, 1992). La valeur prédictive de l'écart à terme a également été démontré dans d'autres pays que le Canada[3].

Dans ce travail, nous évaluons différentes formulations du modèle indicateur de l'activité économique comprenant l'écart à terme, afin de vérifier la capacité de cet indicateur de prévoir la croissance économique. Nous estimons d'abord le modèle indicateur de base suivant :

$$gy_t = \alpha + \Sigma \rho_i \, gy_{t-i} + \Sigma \beta_j \, courbe_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

*gy* est le taux de croissance trimestriel du PIB réel canadien, calculé à un taux annualisé. L'écart à terme, dénoté *courbe*, est défini par l'écart entre le taux de rendement moyen des obligations du gouvernement fédéral de plus de 10 ans et le taux d'intérêt du papier commercial à trois mois. L'équation comprend cinq retards de la variable *courbe*. Le modèle inclut également une structure de quatre retards de la variable dépendante, laquelle est nécessaire pour éliminer l'autocorrélation des erreurs. Il faut noter, par ailleurs, que certaines des équations estimées présentent un problème d'hétéroscédasticité des erreurs. Pour cette raison, tous les tests d'hypothèses applicables aux coefficients des équations estimées ont été effectués après la correction de la matrice de variance-covariance proposée par Newey et West.

Les résultats d'estimation du modèle de base sont présentés au Tableau 1 pour des échantillons trimestriels de 1973:2 à 1991:4 et de 1973:2 à 1996:4. Nous constatons d'abord que la performance prédictive intra-échantillonnale du modèle indicateur s'est détériorée au cours des années 90, comme l'indique la baisse de la valeur du $R^2$ corrigé entre les deux échantillons. En outre, comme le montre le Graphique 2, les prédictions du modèle indicateur de base présente un important problème de biais au cours de la période 1992-1998 (voir également la décomposition de la moyenne des carrés des erreurs). De

[3] Estrella et Hardouvelis (1991) montrent la pertinence de l'écart à terme comme indicateur avancé de la croissance économique aux États-Unis, et Estrella et Mishkin (1997) font état de son utilité pour prévoir l'activité économique dans les pays du G-7.

fait, de 1992 à 1998, l'écart à terme a affiché une valeur moyenne de plus de 200 points de base, ce qui, selon les résultats de l'équation (1) estimée jusqu'à la fin 1991, laissait présager un taux de croissance du PIB de 6,5 pour 100 par année, en moyenne, au cours de cette période. Or, le taux de croissance moyen du PIB a plutôt été de 2,7 pour 100 au cours de cette période, et l'équation a surestimé le taux de croissance de la production au cours de chacune des années de 1992 à 1998.

Comme on peut également le constater à l'examen de la statistique Chow calculée à partir du modèle estimé jusqu'à la fin 1996, l'équation (1) pose un problème significatif d'instabilité à partir de 1992[4]. Ce problème se manifeste par des changements marqués des coefficients de l'équation, particulièrement par la diminution du coefficient rattaché à l'écart à terme.

Finalement, il faut noter que le problème de surestimation du modèle indicateur au cours des années 90 se pose également aux États-Unis (voir Dotsey, 1998) où, en particulier, le modèle n'a pas permis de prédire la récession de 1990-1991. À notre connaissance, aucune recherche récente ne réussit à expliquer ce problème aux États-Unis.

## 3. Problèmes de mesure de l'écart à terme

Dans cette section, nous examinons comment les changements de la prime à terme et des attentes inflationnistes peuvent expliquer les changements de la corrélation entre l'écart à terme et la croissance économique.

Comme on le mentionnait dans la Section 2, il semble que l'écart à terme soit un bon indicateur de l'activité économique à la condition que la prime à terme soit constante. Or, si la prime à terme est variable dans le temps, les changements de l'écart à terme attribuables aux variations de la prime peuvent transmettent un message erroné quant à l'évolution future de l'activité économique. Voyons pourquoi. Par exemple, si la

---

[4] Les tests de Chow ne sont pas corrigés pour le problème d'hétéroscédasticité. Par conséquent, ils doivent être interprétés avec prudence.

prime à terme augmente, l'augmentation concomitante de l'écart à terme va indiquer que les consommateurs devraient devancer à court terme leurs dépenses de consommation (à un taux d'intérêt à court terme relativement faible) et épargner davantage à long terme (à un taux d'intérêt plus élevé). En de telles circonstances, l'élargissement de l'écart à terme est un indicateur erroné d'une hausse à court terme de l'activité économique. En effet, la hausse de la prime à terme ne sert ici qu'à compenser une augmentation du risque ou de l'aversion au risque, et elle ne devrait pas, en principe, entraîner de substitution intertemporelle à court terme. Conséquemment, pour que l'écart à terme soit un bon indicateur de l'activité économique, il est souhaitable de le corriger pour tenir compte des variations de la prime à terme.

De la même manière, on peut expliquer qu'un changement de l'écart à terme attribuable à une variation des attentes inflationnistes à court ou à long terme transmet un signal erroné quant à l'évolution de l'activité économique réelle, et qu'il est préférable de corriger l'écart à terme des attentes inflationnistes afin d'examiner son rôle indicateur. Par exemple, une hausse de l'écart à terme liée à une hausse des attentes inflationnistes à long terme indique que le taux de rendement nominal de l'épargne est plus élevé à long terme qu'à court terme, ce qui suggère que les ménages devraient devancer leurs dépenses de consommation. Or, ce message est erroné, puisque la hausse du taux d'intérêt nominal à long terme ne sert qu'à compenser celle des attentes inflationnistes, et qu'elle ne devrait pas permettre d'augmenter la consommation réelle future (si les attentes inflationnistes sont réalisées, en moyenne, sur une longue période).

### 3.1 L'écart à terme et la variabilité de la prime à terme

La première hypothèse que nous examinons pour expliquer la mauvaise performance du modèle indicateur au cours de la période 1992-1998 est que la valeur élevée de l'écart à terme au cours de cette période est attribuable en partie à la présence d'une prime à terme variable incorporée dans les taux d'intérêt à long terme. Si tel est le cas, un écart à terme positif, comme celui observé au cours de la période 1992-1998, n'indiquait pas nécessairement des conditions monétaires ou financières relâchées et, en ce sens, il n'était pas précurseur d'une forte activité économique. Dans cette section, nous

étudions le rôle prédictif de l'écart à terme après avoir corrigé les taux d'intérêt à long terme des variations estimées de la prime à terme.

Nous supposons ici que les variations de la *prime à terme* sont attribuables principalement aux variations de la *prime de risque* présente dans les taux d'intérêt à long terme des titres canadiens par rapport aux taux américains[5]. Pour évaluer la prime de risque, nous utilisons un petit modèle établi par Fillion (1996). Il s'agit d'un modèle à équations simultanées VECM (*Vector of Error Correction Model*) incluant le taux d'intérêt réel à long terme du Canada, le taux d'intérêt réel à long terme des États-Unis et le ratio d'endettement extérieur du Canada, ainsi que le ratio d'endettement public du Canada comme variable exogène[6]. Ce modèle tient compte de la relation de cointégration qui est présente statistiquement entre les taux d'intérêt à long terme du Canada et des États-Unis et le ratio d'endettement extérieur du Canada[7]. Puisque le ratio d'endettement extérieur est endogène dans le modèle, on ne peut pas calculer ses effets sur le taux d'intérêt réel du Canada sans faire une hypothèse additionnelle d'identification. Cependant, comme le ratio d'endettement public influence le ratio d'endettement extérieur et que les tests statistiques montrent que le ratio d'endettement public est exogène, nous pouvons simuler le modèle, comme dans l'Annexe 1 de l'étude de Côté et Fillion (1998), pour évaluer les effets des changements du ratio d'endettement public sur le taux d'intérêt réel à long terme du Canada. Le résultat de cette simulation (par rapport à une situation de contrôle où le ratio d'endettement public est fixé à son niveau de 1969)

---

[5] En principe, la prime à terme des taux longs canadiens = prime à terme des taux longs américains + prime de risque des taux longs canadiens - prime de risque des taux courts canadiens. Notre travail corrige la prime à terme des taux longs canadiens des variations d'un seul de ces trois facteurs, soit la prime de risque des taux longs canadiens. On pourrait penser que les deux autres primes sont plus stables dans le temps.

[6] Dans ce modèle, le taux d'intérêt réel des États-Unis est considéré comme un taux sans risque. Fillion (1996) examine un modèle où le taux d'intérêt réel des États-Unis est également corrigé du risque en fonction du ratio d'endettement du gouvernement fédéral américain. Ce modèle accorde un rôle plus important à l'endettement canadien dans le vecteur de cointégration reliant l'écart entre les taux canadiens et américains à l'endettement canadien. Il serait intéressant dans un travail ultérieur de simuler ce modèle pour obtenir une mesure alternative de la prime de risque des titres canadiens.

[7] Notons que le ratio d'endettement public n'apparaît pas dans le vecteur de cointégration.

représente la mesure de la prime de risque[8]. Il s'agit d'une prime exigée par les investisseurs résidents ou étrangers pour compenser le risque inflationniste de monétisation ou le risque de taxation future que l'on associe souvent à l'endettement public.

L'évolution de cette prime de risque est présentée au Graphique 3 en relation avec le différentiel des taux d'intérêt réels à long terme du Canada et des États-Unis[9]. On constate que l'évolution de la prime de risque coïncide assez bien avec les grandes variations du différentiel des taux d'intérêt réels, surtout depuis le début des années 80. La valeur moyenne de la prime de risque au cours de la période 1972-1998 est de 75 points de base, sa valeur maximale est de 305 points de base (en 93:4) et sa valeur minimale de –88 points de base (en 75:2). On remarque, entre autres choses, que la prime de risque a augmenté de 150 à 200 points de base environ au début des années 90, avant de baisser de 150 points de base environ depuis le début de 1997. Elle se situait à 70 points de base à la fin de 1998.

La mesure corrigée de l'écart à terme, calculée en soustrayant la prime de risque de l'écart à terme, se trouve au Graphique 4.

Les résultats d'estimation du modèle indicateur avec écart à terme corrigé pour la prime de risque (*courbea*) sont présentés au Tableau 2 :

$$gy_t = \alpha + \Sigma\, \rho_i\, gy_{t-i} + \Sigma\, \beta_j\, courbea_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (2)$$

La performance de l'équation (2) est supérieure à celle de l'équation (1) à bien des égards. Premièrement, l'utilisation de l'écart à terme corrigé permet d'augmenter sensiblement le $R^2$ corrigé du modèle indicateur au cours de la période d'estimation

---

[8] En fait, une constante de 25 points de base est soustraite de la valeur simulée de la prime de risque de façon à reproduire la valeur moyenne de l'écart des taux d'intérêt réels à long terme du Canada et des États-Unis de 1972 à 1998.

[9] Au Graphique 3, les taux d'intérêt réels sont calculés, pour le Canada et les États-Unis, par la différence entre le taux d'intérêt nominal de long terme et le taux annuel de variation du dégonfleur du PIB.

1972-1996. Deuxièmement, l'équation (2) offre de meilleures prévisions de l'activité économique pour la période 1992-1998. Comme on peut le constater au Graphique 2, l'utilisation de *courbea* permet d'améliorer considérablement la performance prédictive du modèle indicateur, en réduisant de 3 points de pourcentage l'erreur moyenne de prévisions au cours de la période 1992-1998. En outre, les prévisions de l'équation avec écart à terme corrigé ne présentent pas un biais positif systématique, comme c'est le cas avec l'équation de base. Toutefois, l'équation (2) continue de surestimer le taux de croissance de l'activité économique au cours de la période 1997-1998, l'erreur moyenne étant de l'ordre de 1 point de pourcentage. Finalement, la statistique Chow ne détecte pas de problème d'instabilité temporelle avec l'équation (2), et les coefficients estimés sont bien plus stables que ceux de l'équation (1).

En résumé, l'écart à terme utilisé dans le modèle indicateur simple du PIB réel présente un problème de mesure lorsque la prime à terme est variable dans le temps. Pour résoudre ce problème, nous proposons de corriger l'écart à terme des variations de la prime de risque des titres à long terme canadiens. Cette correction permet d'améliorer considérablement la performance prédictive récente du modèle indicateur.

### 3.2 L'écart à terme et le changement des attentes inflationnistes

Il y a un deuxième problème de mesure qui pourrait expliquer la mauvaise performance de l'écart à terme comme indicateur de l'activité économique. Il s'agit du fait que la valeur élevée de l'écart durant une bonne partie des années 90 résultait du niveau relativement élevé du taux d'inflation attendu à long terme, par rapport au taux d'inflation courant. Cette situation peut s'expliquer par la politique de la Banque du Canada mise en place au début des années 90 visant à réduire le taux d'inflation. Elle a en effet permis d'abaisser très rapidement le taux d'inflation courant, tandis que le taux d'inflation attendu à long terme s'est ajusté plus lentement en concordance plus directe, semble-t-il, avec les points médians des cibles de réduction d'inflation. Or, le fait que l'écart à terme a été élevé en raison du plus haut niveau des attentes inflationnistes à long terme ne devait pas constituer en soi un signe que les conditions financières étaient relâchées. Dans cette section, nous traitons du rôle prédictif de l'écart à terme lorsque les

taux d'intérêt à long terme et à court terme sont calculés en termes réels en tenant compte de la différence entre les attentes inflationnistes à long et à court terme.

Pour mesurer les attentes inflationnistes à long terme, nous utilisons les données d'enquête recueillies par l'organisme *Consensus Economics* (Royaume-Uni) et publiées dans la revue *Consensus Forecasts*. Depuis 1990, cet organisme publie deux fois par année, en avril et en octobre, les prévisions d'un groupe d'économistes quant au taux d'inflation de l'indice des prix à la consommation (IPC) au cours de la prochaine année, de la 2$^{e}$, 3$^{e}$, 4$^{e}$ et 5$^{e}$ année à venir, de même que le taux d'inflation prévu en moyenne de la 6$^{e}$ à la 10$^{e}$ année à venir. Selon l'hypothèse que l'échéance moyenne d'un portefeuille-type de long terme est de quinze ans, et en supposant que le taux d'inflation moyen prévu de la 11$^{e}$ à la 15$^{e}$ année à venir est le même que celui de la 6$^{e}$ à la 10$^{e}$ année, nous calculons la moyenne du taux d'inflation prévu au cours des quinze prochaines années, lequel constitue notre mesure du taux d'inflation attendu à long terme. Pour mesurer le taux d'inflation attendu à court terme, nous utilisons simplement le taux de variation annuelle de l'IPC excluant les aliments, l'énergie et l'effet des taxes indirectes.

Nos estimations trimestrielles des taux d'inflation attendus à court terme et à long terme sont présentées au Graphique 5[10]. Rappelons que les données du *Consensus Forecasts* ne sont disponibles que depuis 1990. Il est intéressant de noter que depuis 1992 le taux d'inflation attendu à long terme est compatible avec le point médian des cibles de contrôle d'inflation établies par la Banque du Canada. L'établissement des cibles, combiné à la baisse effective du taux d'inflation, semble donc avoir permis d'influencer fortement les attentes inflationnistes à long terme. On observe également que le taux d'inflation attendu à long terme a le plus souvent surpassé le taux d'inflation à court terme depuis 1992, l'écart ayant été en moyenne de 55 points de base au cours de la période 1992-1998.

---

[10] Plus précisément, les données de l'enquête d'avril et d'octobre de chaque année correspondent aux données du premier trimestre et du troisième trimestre, respectivement. Les données des deuxième et quatrième trimestres sont obtenues par interpolation.

Comme on le soulignait précédemment, il est préférable d'exclure les attentes inflationnistes des taux d'intérêt nominaux lorsqu'on désire examiner le rôle indicateur de l'écart à terme sur la production. Or, lorsque nous calculons une mesure de l'écart à terme corrigé de la différence entre les attentes inflationnistes à long et à court terme, nous constatons que la correction proposée ne permet pas de modifier de façon importante le profil d'évolution de l'écart à terme, de sorte qu'il est nettement improbable que ce facteur puisse expliquer une part importante du problème de surestimation du modèle indicateur de base. Ce résultat peut s'expliquer par la différence assez petite, somme toute, qui existe entre les attentes inflationnistes à long terme et celles à court terme dans un environnement de basse inflation comme celui qui a caractérisé la majeure partie des années 90.

## 4. L'asymétrie de la relation entre l'écart à terme et l'activité économique

Un certain nombre d'études récentes ont examiné la possibilité que la politique monétaire aient des effets asymétriques sur l'activité économique[11]. Un des constats qui ressort de plusieurs de ces études est qu'une politique monétaire restrictive a plus d'effet sur le ralentissement de la croissance économique qu'une politique monétaire expansionniste peut avoir d'effet positif sur la reprise économique. Plusieurs hypothèses ont été émises pour expliquer ces résultats, comme l'hypothèse des contraintes de capacité de production (c'est-à-dire la présence d'une fonction d'offre convexe) et celle des contraintes de crédit (lesquelles viennent s'ajouter au canal de transmission monétaire au cours des périodes de resserrement de la politique).

L'étude de Macklem, Paquet et Phaneuf (1996) suggère, plus particulièrement, que la relation entre le taux de croissance de l'activité économique et la courbe des rendements -- qui constitue dans leur étude la mesure de l'orientation de la politique monétaire -- dépend de la pente de la courbe. Selon leurs résultats, l'écart à terme (ou la

---

[11] Pour le lecteur intéressé, Macklem, Paquet et Phaneuf (1996) offrent une analyse plus détaillée de la question des effets asymétriques de la politique monétaire, ainsi qu'une liste de références plus complète s'y rattachant.

courbe des rendements) a un effet plus important sur l'activité économique future lorsqu'il est négatif que lorsqu'il est positif. Puisque l'écart à terme a généralement été positif au cours de la période 1992-1998, nous vérifions si cette forme d'asymétrie peut expliquer la surestimation du modèle indicateur de base.

Nous estimons les équations suivantes :

$$gy_t = \alpha + \Sigma \rho_i gy_{t-i} + \Sigma \beta_j courbeneg_{t-j} + \delta courbepos_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (3)$$

$$gy_t = \alpha + \Sigma \rho_i gy_{t-i} + \Sigma \beta_j courbeaneg_{t-j} + \delta courbeapos_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (4)$$

Dans l'équation (3), le variable *courbeneg* correspond à la série des valeurs négatives de l'écart à terme en déviation par rapport à sa moyenne, et la variable *courbepos* est la série des valeurs positives de l'écart à terme en déviation par rapport à sa moyenne. L'équation (4) utilise les valeurs négatives et positives de l'écart à terme corrigé de la prime de risque, *courbeaneg* et *courbeapos*.

Les résultats de l'équation (3) sont présentés au Tableau 3. Bien que les résultats soient généralement compatibles avec l'hypothèse d'asymétrie, ils ne permettent pas d'appuyer fermement cette hypothèse. Les résultats obtenus sur la période 1972-1991 montrent effectivement que les écarts à terme négatifs ont des effets plus importants que les écarts à terme positifs (1,961 par opposition à 0,926). Cependant, on ne peut pas rejeter l'hypothèse que les écarts négatifs et positifs aient des effets statistiquement identiques (p-value de 0,30) et l'effet des écarts à terme positifs n'est pas significativement différent de zéro. Lorsque nous étendons la période d'estimation jusqu'en 1996, on peut rejeter l'hypothèse de symétrie (p-value de 0,10), mais l'effet des écarts à terme positifs sur l'activité économique devient alors négligeable, et même négatif[12]. En outre, la statistique Chow permet de rejeter l'hypothèse de stabilité de l'équation (3).

---

[12] Ce constat n'est pas tellement différent de celui qui ressort de l'étude récente de Beauregard-Tellier, Johnson et Pichette (1999).

Les écarts à terme négatifs et positifs ayant néanmoins des effets assez différents dans les équations estimées, la question est de savoir si cette différence est suffisante pour réduire le problème de surestimation du modèle au cours de la période 1992-1998. Or, à l'examen des statistiques sur les prévisions présentées au Tableau 3, on constate que l'amélioration par rapport au modèle de base est minime.

Les résultats de l'équation (4), qui distingue les valeurs négatives et positives de l'écart à terme corrigé de la prime de risque, sont un peu plus favorables à l'hypothèse d'asymétrie. En effet, on peut rejeter l'hypothèse selon laquelle les écarts à terme positifs et négatifs ont des effets identiques dans les deux échantillons, et les écarts à terme positifs ont des effets positifs sur l'activité économique dans les deux échantillons. Cependant, l'effet des écarts à terme positifs demeure non significatif sur le plan statistique. Par ailleurs, les résultats du Tableau 4 montrent que la performance prédictive de l'équation (4) avec asymétrie est légèrement inférieure à celle de l'équation (2) sur la période 1992-1998, et que ses coefficients sont moins stables que ceux de l'équation (2).

En somme, nos résultats montrent que l'hypothèse d'asymétrie, lorsqu'elle est vérifiée statistiquement, repose sur le résultat que les écarts à terme positifs n'ont pas d'effets significatifs sur le taux de croissance de l'activité économique. L'hypothèse d'asymétrie ne permet pas non plus de résoudre le problème de surestimation du modèle indicateur au cours des années 90.

## 5. L'écart à terme dans une équation élargie de courbe IS

Dans cette section, nous examinons si l'ajout de quatre variables explicatives au modèle indicateur de base a un effet sur la performance prédictive du modèle au cours de la période 1992-1998 et, en particulier, sur le rôle de l'écart à terme dans ce modèle. Nous ajoutons au modèle, une mesure du taux d'intérêt réel à long terme, une mesure de l'activité économique aux États-Unis, une mesure de l'orientation de la politique fiscale canadienne et une mesure du taux de change réel du dollar canadien. En cela, le modèle élargi s'apparente à l'équation traditionnelle de la courbe IS élaborée par Duguay (1994).

L'ajout de variables explicatives peut influencer de plusieurs façons le rôle de l'écart à terme dans le modèle. Par exemple, il est possible que le coefficient rattaché à l'écart à terme soit biaisé à la hausse dans le modèle de base, dans la mesure où l'écart à terme canadien réagit aux variations de l'écart à terme américain, lequel est à son tour un bon indicateur du taux de croissance de l'activité économique américaine. En d'autres mots, l'ajout au modèle de la variable d'activité économique américaine devrait contribuer à réduire l'effet de l'écart à terme dans le modèle. Par ailleurs, il est probable que des changements de l'écart à terme canadien ont des effets assez systématiques sur les variations du taux de change du dollar canadien, lorsque les changements du taux d'intérêt à court terme au Canada conduisent à des mouvements de la devise canadienne qui viennent renforcer l'effet des taux d'intérêt sur l'activité économique. Dans ce cas, encore une fois, l'ajout du taux de change au modèle de base devrait conduire à une baisse du coefficient rattaché à l'écart à terme.

Les équations estimées dans cette section prennent la forme suivante :

$$gy_t = \alpha + \Sigma\, \rho_i\, gy_{t-i} + \Sigma\, \beta_j\, courbe_{t-j} + \gamma\, drlt_{t-1} + \theta\, gyus_t + \lambda\, dfisc_{t-3} + \omega\, drx_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (5)$$

$$gy_t = \alpha + \Sigma\, \rho_i\, gy_{t-i} + \Sigma\, \beta_j\, courbea_{t-j} + \gamma\, drlt_{t-1} + \theta\, gyus_t + \lambda\, dfisc_{t-3} + \omega\, drx_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (6)$$

L'équation (5) utilise l'écart à terme (*courbe*) et l'équation (6), l'écart à terme corrigé (*courbea*). La variable *drlt* est une moyenne mobile de cinq trimestres de la variation du taux d'intérêt réel à long terme, lequel est estimé par l'écart entre le taux d'intérêt nominal à long terme et le taux de variation annuel du dégonfleur du PIB. La variable *drlt* sert à évaluer l'effet d'un déplacement parallèle de l'ensemble de la courbe des rendements sur le taux de croissance de l'activité économique. Comme Duguay (1994), nous utilisons la variation trimestrielle du taux d'intérêt réel, puisque cette variable est non stationnaire lorsqu'elle est exprimée en niveau. Par ailleurs, Duguay utilisait une moyenne mobile de huit trimestres, alors que nos résultats montrent qu'un délai de cinq trimestres permet de mieux capter l'effet des taux d'intérêt sur la croissance

économique, ce que confirme également la structure de cinq retards de l'écart à terme (*courbe* et *courbea*) dans nos équations[13].

La variable *gyus* correspond au taux de variation trimestriel (taux annualisé) du PIB américain. Nous incluons uniquement la valeur contemporaire de cette variable, contrairement à l'équation de Duguay (1994) qui comprenait également la valeur retardée. Les valeurs retardées n'étaient pas significatives dans notre formulation de l'équation, laquelle comprend déjà quatre retards de la variable dépendante, une caractéristique que ne possédait pas l'équation de Duguay.

Notre mesure de la variable fiscale, *dfisc*, correspond au changement trimestriel du solde budgétaire primaire des administrations publiques corrigé du cycle économique, et exprimé par rapport au PIB potentiel en dollars courants. Le solde primaire corrigé du cycle est une série disponible sur une base annuelle (source : *Tableaux de référence financiers*, ministère des Finances, Canada). La série a été extrapolée sur une base trimestrielle à partir des données du solde primaire (non corrigé en fonction du cycle) disponible dans *les Comptes nationaux des revenus et dépenses*[14]. La série trimestrielle du solde primaire corrigé, exprimée par rapport au PIB potentiel en dollars courants, est présentée au Graphique 6. Rappelons que la variable fiscale apparaît en première différence dans les équations (5) et (6) et qu'uniquement le troisième retard s'y retrouve, car c'est le seul qui était significatif.

Comme dans l'étude de Duguay, notre mesure du taux de change réel *drx* correspond à la moyenne sur douze trimestres du taux de variation du taux de change du dollar canadien par rapport au dollar américain, défini à partir des dégonfleurs du PIB des deux pays. Par ailleurs, certaines formulations de la courbe IS estimées par Duguay

---

[13] Il faut toutefois noter que Duguay utilisait la variation du taux d'intérêt réel à court terme dans sa formulation de la courbe IS alors que nous utilisons la variation du taux d'intérêt réel à long terme.

[14] La procédure d'extrapolation assure que la somme des données trimestrielles pour chaque année est égale aux données annuelles du solde primaire corrigé en fonction du cycle. En outre, la procédure fait en sorte que les variations des données trimestrielles sont proportionnelles aux variations du solde primaire non corrigé.

comprenaient l'influence des changements du prix des matières premières sur la croissance économique. L'examen plus approfondi du rôle des prix des matières premières dans la courbe IS, en relation avec le rôle du taux de change, dépasse le cadre du présent travail et il est laissé pour des recherches éventuelles.

Les résultats d'estimation de l'équation (5) sont présentés au Tableau 5. D'abord, les résultats montrent que le coefficient rattaché à l'écart à terme *courbe* possède, tel qu'attendu, un effet sensiblement plus faible dans l'équation (5) que dans l'équation (1) de base (soit 0,96 par opposition à 1,63 sur la période d'estimation 1973-1991). Cependant, l'effet de l'écart à terme dans l'équation (5) diminue considérablement lorsqu'on élargit la période d'estimation, cela comme dans l'équation (1). À l'exception de l'écart à terme, de la constante et des variables dépendantes retardées, les autres variables macroéconomiques de l'équation présentent des effets assez stables entre les deux échantillons. Ainsi, le coefficient lié à la variable *drlt* montre qu'un changement de 100 points de base du taux d'intérêt réel à long terme pourrait réduire le niveau du PIB réel d'environ 1,2 pour 100 après une période d'une année et demie. Le coefficient rattaché à la variable d'activité économique américaine *gyus* laisse supposer un lien direct à court terme d'environ 0,30 entre le PIB canadien et celui américain, ce qui concorde assez bien avec la part des exportations canadiennes aux États-Unis dans l'ensemble du PIB canadien. La mesure fiscale *dfisc* présente un effet négatif de 0,60 à 0,70 selon l'échantillon, ce qui est semblable à l'effet estimé par Duguay. Finalement, la mesure du taux de change réel *drx* donne un effet d'environ 0,15, ce qui est également semblable au résultat obtenu par Duguay.

L'équation (5) permet d'améliorer les prévisions de l'activité économique au cours de la période 1992-1998 par rapport au modèle indicateur simple (1), en réduisant l'erreur moyenne (EM) d'environ 2 points de pourcentage et la racine de l'erreur quadratique (REQM) d'environ 1 point de pourcentage. Cependant, l'équation (5) continue de surestimer assez systématiquement la croissance du PIB au cours de la période 1992-1998, en moyenne de 2 % par année (voir aussi le Graphique 7). En outre, les coefficients de l'équation (5) montrent un problème d'instabilité lorsque l'échantillon

s'étend jusqu'en 1996, un problème qui se manifeste principalement par des changements importants des coefficients rattachés à l'écart à terme, à la constante et aux variables dépendantes retardées.

Les résultats de l'équation (6) comprenant l'écart à terme corrigé *courbea* se trouvent au Tableau 6. D'abord, il est intéressant de noter que les coefficients de l'écart à terme corrigé sont plus faibles que dans l'équation simple (2) et que, comme dans l'équation (2), ils sont significatifs et stables dans les deux échantillons. Les coefficients rattachés au changement du taux d'intérêt réel *drlt*, à la variable d'activité américaine *gyus* et à la mesure fiscale *dfisc* sont similaires à ceux de l'équation (5). L'effet du taux de change réel *drx* est toutefois moins important dans l'équation (6) que dans l'équation (5). Comme on le mentionnait plus tôt, un examen plus approfondi de l'influence du taux de change et de celle des prix des matières premières pourrait faire l'objet de recherches futures.

La performance prédictive hors échantillon de l'équation (6) au cours de la période 1992-1998 est similaire à celle de l'équation (2). En cela, l'équation (6) est stable statistiquement à partir de 1992 et elle ne présente pas de biais systématique de prévision (voir le Graphique 7).

En somme, les résultats de cette section permettent d'étendre la principale conclusion de notre étude à une équation élargie de l'activité économique. Ainsi, ils appuient la conclusion selon laquelle la correction de l'écart à terme des variations de la prime de risque permet d'améliorer considérablement le pouvoir prédictif des modèles de l'activité économique, tout en aidant à préciser la taille du coefficient de l'écart à terme corrigé et en confirmant sa stabilité.

## 6. Conclusions

L'objectif de ce travail était de vérifier empiriquement un certain nombre d'hypothèses qui pouvaient expliquer la diminution de la performance de l'écart à terme comme indicateur du taux de croissance de l'activité économique au cours des années 90.

Notre travail a démontré qu'un problème de mesure relié à la variabilité de la prime à terme est un facteur explicatif important de l'instabilité du modèle indicateur. Ainsi, après avoir corrigé l'écart à terme pour une des composantes de la prime à terme, soit la prime de risque du taux d'intérêt à long terme canadien par rapport à sa contrepartie américaine, nous avons montré que le modèle avec l'écart à terme corrigé permettait de réduire considérablement le problème de surestimation du taux de croissance de l'activité économique qui caractérisait le modèle indicateur de base.

Les résultats d'estimation d'une équation élargie de l'activité économique réelle (du type courbe-IS) ont permis d'appuyer la conclusion précédente, tout en aidant à préciser la taille du coefficient de l'écart à terme corrigé et en confirmant sa stabilité.

Les deux autres hypothèses que nous avons examinées, soit le problème de mesure des attentes inflationnistes à long terme et la possibilité d'une relation asymétrique entre l'écart à terme et l'activité économique, n'ont pas permis de réduire le problème récent de surestimation du modèle indicateur de base, ni celui de son instabilité.

## Bibliographie


Beauregard-Tellier, F., Johnson, M. et L. Pichette (1999). « The Effects of the Yield Spread on Economic Activity: A Disaggregated Analysis », document présenté au congrès annuel de la SCSE, mai.

Clinton, K. (1994-95). « Note technique : La structure par terme des taux d'intérêt en tant qu'indicateur avancé de l'activité économique », *Revue de la Banque du Canada*, Hiver.

Côté, A. et J.-F. Fillion (1998). « The term structure of interest rates and the conduct of monetary policy in Canada», dans *Asset Prices and Monetary Policy*, Banque des Règlements Internationaux, mars.

Cozier B. et G. Tkacz (1994). « The Term Structure and Real Activity in Canada », document de travail de la Banque du Canada 94-03, mars.

Dotsey, M. (1998). « The Predictive Content of the Interest Rate Term Spread for Future Economic Growth », Federal Reserve Bank of Richmond *Economic Quarterly*, vol. 84, n° 3, été, p. 31-51.

Duguay, P. (1994). « Empirical evidence on the strength of the monetary transmission mechanism in Canada : An aggregate approach », *Journal of Monetary Economics*, vol. 33, n° 1, février, p. 39-61.

Estrella A. et G.A. Hardouvelis (1991). « The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity », *The Journal of Finance*, vol. XLVI, n° 2, juin 1991, p. 555-576.

Estrella, A. et F.S. Mishkin (1997). « The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Banks », *European Economic Review*, vol. 41, juillet, p. 1375-1401.

Fillion, J.-F. (1996), « L'endettement du Canada et ses effets sur les taux d'intérêt réels de long terme », document de travail de la Banque du Canada 96-14, octobre.

Harvey, C. (1997). « The relation between the term structure of interest rates and Canadian economic growth », *Revue canadienne d'Économique*, vol. XXX, n° 1, février.

Lamy, R. (1992), «A New Composite Leading Indicator of the Canadian Economy», ministère des Finances, document de travail, p. 92-01.

Macklem, T., A. Paquet et L. Phaneuf (1996) « Asymmetric Effects of Monetary Policy : Evidence from the Yield Curve », document de travail n° 42, Centre de recherche des fluctuations économiques et de l'emploi, Université du Québec à Montréal.

Smets, F. et K. Tsatsaronis (1997). « Why Does the Yield Curve Predict Economic Activity? Dissecting the Evidence for Germany and the United States », document de travail de la Banque des Règlements Internationaux, n° 49, septembre.

## Tableau 1 :
## Résultats du modèle indicateur avec l'écart à terme

L'équation estimée est la suivante :

$$gy_t = \alpha + \Sigma \rho_i \, gy_{t-i} + \Sigma \beta_j \, courbe_{t-j} + \varepsilon_t$$

pour i=1,...,4 retards et j=1,...,5 retards.

| ESTIMATION | 1973:2/1991:4 | 1973:2/1996:4 |
|---|---|---|
| $\alpha$ | 0.032 | 0.015 |
| (p-value) | (0.00) | (0.01) |
| $\Sigma \rho$ | -0.119 | 0.332 |
| (p-value)[1] | (0.01) | (0.00) |
| (p-value)[2] | (0.57) | (0.04) |
| $\Sigma \beta$ | 1.632 | 0.71 |
| (p-value)[1] | (0.00) | (0.00) |
| (p-value)[2] | (0.00) | (0.00) |
| **STATISTIQUES D'ADÉQUATION** | | |
| $R^2$ ajusté | 0.473 | 0.356 |
| ETVD | 0.037 | 0.034 |
| ETE | 0.027 | 0.027 |
| BG(4) | 0.56 | 0.55 |
| White | 0.35 | 0.09 |
| ARCH LM(4) | 0.44 | 0.73 |
| Reset (4) | 0.62 | 0.73 |
| Chow avec bris en 1992:1 | Sans objet | 0.005 |
| **PRÉVISIONS STATIQUES** | 1992:1/1998:4 | 1997:1/1998:4 |
| EM | -0.0384 | -0.0077 |
| REQM | 0.042 | 0.016 |
| U-Theil | 0.421 | 0.199 |
| Um | 0.846 | 0.221 |
| Uv | 0.007 | 0.003 |
| Uc | 0.147 | 0.776 |

Notes :

1/ correspond à la statistique p-value de l'hypothèse nulle que tous les coefficients sont simultanément égaux à zéro.

2/ correspond à la statistique p-value de l'hypothèse nulle que la somme des coefficients est égale à zéro.

ETVD est l'écart-type de la variable dépendante et ETE est l'écart-type des erreurs du modèle estimé. BG(4) correspond à la p-value pour le test d'autocorrélation Breusch-Godfrey avec quatre retards dans les résidus. ARCH LM(4) est la p-value pour le test ARCH LM d'hétéroscédasticité conditionnelle avec quatre des résidus. White est la p-value du test d'hétéroscédasticité dans les résidus du modèle. Reset(4) équivaut à la p-value du test de spécification Reset incluant la variable dépendante estimée élevée à la puissance un jusqu'à quatre. Chow correspond au test de stabilité du modèle avec date de bris en 1992:1. EM équivaut à l'erreur moyenne. REQM correspond à la racine de l'erreur quadratique moyenne de prévision etU-Theil est la statistique de Theil. $U_m$ $U_v$ et $U_c$ servent à décomposer la moyenne des carrés des erreurs en trois parties : $U_m$ est la proportion attribuable au biais systématique des erreurs de prévision; $U_v$ est la proportion attribuable à la variance des erreurs et $U_c$ est la proportion attribuable à la covariance entre les observations et les prévisions.

**Tableau 2 :**
**Résultats du modèle indicateur avec l'écart à terme corrigé pour la prime de risque**

L'équation estimée est la suivante :

$$gy_t = \alpha + \Sigma \rho_i \, gy_{t-i} + \Sigma \beta_j \, \text{courbea}_{t-j} + \varepsilon_t$$

pour i=1,...,4 retards et j=1,...,5 retards.

| ESTIMATION | 1973:2/1991:4 | 1973:2/1996:4 |
|---|---|---|
| $\alpha$ | 0.037 | 0.032 |
| (p-value) | (0.00) | (0.00) |
| $\Sigma \rho$ | -0.152 | -0.036 |
| (p-value)[1] | (0.00) | (0.00) |
| (p-value)[2] | (0.46) | (0.84) |
| $\Sigma \beta$ | 1.71 | 1.57 |
| (p-value)[1] | (0.00) | (0.00) |
| (p-value)[2] | (0.00) | (0.00) |
| **STATISTIQUES D'ADÉQUATION** | | |
| $R^2$ ajusté | 0.479 | 0.451 |
| ETVD | 0.037 | 0.034 |
| ETE | 0.027 | 0.025 |
| BG(4) | 0.59 | 0.52 |
| White | 0.14 | 0.07 |
| ARCH LM(4) | 0.02 | 0.02 |
| Reset(4) | 0.8 | 0.67 |
| Chow avec date de bris en 1992:1 | Sans objet | 0.42 |
| **PRÉVISIONS STATIQUES** | 1992:1/1998:4 | 1997:1/1998:4 |
| EM | -0.0088 | -0.0094 |
| REQM | 0.02 | 0.017 |
| U-Theil | 0.283 | 0.202 |
| Um | 0.195 | 0.312 |
| Uv | 0.045 | 0.024 |
| Uc | 0.76 | 0.663 |

Notes :
1/ correspond à la statistique p-value de l'hypothèse nulle que les coefficients sont simultanément égaux à zéro.
2/ correspond à la statistique p-value de l'hypothèse nulle que la somme des coefficients est égale à zéro.

Voir les notes au bas du tableau 1 pour plus d'information.

**Tableau 3 :**
**Résultats du modèle indicateur avec effet asymétrique de l'écart à terme**

L'équation estimée est la suivante :

$$gy_t = \alpha + \Sigma \rho_i \, gy_{t-i} + \Sigma \beta_j \, courbeneg_{t-j} + \delta \, courbepos_{t-1} + \varepsilon_t$$

pour i=1,...,4 retards et j=1,...,5 retards.

| ESTIMATION | 1973:2/1991:4 | 1973:2/1996:4 |
|---|---|---|
| $\alpha$ | 0.048 | 0.033 |
| (p-value) | (0.00) | (0.00) |
| $\Sigma \rho$ | -0.136 | 0.245 |
| (p-value)[1] | (0.05) | (0.00) |
| (p-value)[2] | (0.51) | (0.22) |
| $\Sigma \beta$ | 1.961 | 1.417 |
| (p-value)[1] | (0.00) | (0.00) |
| (p-value)[2] | (0.00) | (0.01) |
| (p-value)[3] | (0.32) | (0.06) |
| $\delta$ | 0.926 | -0.217 |
| (p-value) | (0.17) | (0.10) |
| **STATISTIQUES D'ADÉQUATION** | | |
| $R^2$ ajusté | 0.479 | 0.4 |
| ETVD | 0.037 | 0.034 |
| ETE | 0.027 | 0.026 |
| BG(4) | 0.49 | 0.4 |
| White | 0.28 | 0.02 |
| ARCH LM(4) | 0.44 | 0.41 |
| Reset (4) | 0.95 | 0.3 |
| Chow avec bris en 1992:1 | Sans objet | 0.03 |
| **PRÉVISIONS STATIQUES** | 1992:1/1998:4 | 1997:1/1998:4 |
| EM | -0.0328 | -0.0028 |
| REQM | 0.036 | 0.018 |
| U-Theil | 0.388 | 0.227 |
| Um | 0.821 | 0.058 |
| Uv | 0.031 | 0.23 |
| Uc | 0.148 | 0.712 |

Notes :
1/ correspond à la statistique p-value de l'hypothèse nulle que les coefficients sont simultanément égaux à zéro.
2/ correspond à la statistique p-value de l'hypothèse nulle que la somme des coefficients est égale à zéro.
3/ correspond à la statistique p-value de l'hypothèse nulle que la somme des coefficients des effets négatifs est égale au coefficient de l'effet positif.

Voir les notes au bas du tableau 1 pour plus d'information.

**Tableau 4 :**
**Résultats du modèle indicateur avec effet asymétrique de l'écart à terme corrigé pour le risque**

L'équation estimée est la suivante :

$$gy_t = \alpha + \Sigma \rho_i \, gy_{t-i} + \Sigma \beta_j \, courbeaneg_{t-j} + \delta \, courbeapos_{t-1} + \varepsilon_t$$

pour i=1,...,4 retards et j=1,...,5 retards.

| ESTIMATION | 1973:2/1991:4 | 1973:2/1996:4 |
|---|---|---|
| $\alpha$ | 0.047 | 0.035 |
| (p-value) | (0.00) | (0.00) |
| $\Sigma \rho$ | -0.096 | 0.075 |
| (p-value)[1] | (0.01) | (0.00) |
| (p-value)[2] | (0.62) | (0.63) |
| $\Sigma \beta$ | 2.346 | 1.914 |
| (p-value)[1] | (0.00) | (0.00) |
| (p-value)[2] | (0.00) | (0.00) |
| (p-value)[3] | (0.02) | (0.04) |
| $\delta$ | 0.392 | 0.516 |
| (p-value) | (0.41) | (0.21) |
| **STATISTIQUES D'ADÉQUATION** | | |
| $R^2$ ajusté | 0.493 | 0.447 |
| ETVD | 0.037 | 0.034 |
| ETE | 0.026 | 0.025 |
| BG(4) | 0.16 | 0.21 |
| White | 0.43 | 0.2 |
| ARCH LM(4) | 0.22 | 0.2 |
| Reset (4) | 0.99 | 0.8 |
| Chow avec bris en 1992:1 | Sans objet | 0.23 |
| **PRÉVISIONS STATIQUES** | 1992:1/1998:4 | 1997:1/1998:4 |
| EM | -0.0138 | -0.0054 |
| REQM | 0.0219 | 0.013 |
| U-Theil | 0.293 | 0.167 |
| Um | 0.399 | 0.171 |
| Uv | 0.077 | 0.134 |
| Uc | 0.524 | 0.695 |

Notes :
1/ correspond à la statistique p-value de l'hypothèse nulle que les coefficients sont simultanément égaux à zéro.
2/ correspond à la statistique p-value de l'hypothèse nulle que la somme des coefficients est égale à zéro.
3/ correspond à la statistique p-value de l'hypothèse nulle que la somme des coefficients des effets négatifs est égale au coefficient de l'effet positif.

Pour plus d'information sur les autres statistiques, voir le tableau 1.

## Tableau 5 :
## Résultats de la courbe IS avec l'écart à terme

L'équation estimée est la suivante :

$$gy_t = \alpha + \Sigma \rho_i\, gy_{t-i} + \Sigma \beta_j\, courbe_{t-j} + \gamma\, drlt_{t-1} + \theta\, gyus_t + \lambda\, dfisc_{t-3} + \omega\, drx_{t-1} + \varepsilon_t$$

pour i=1,...,4 retards, j=1,...,5 retards.

| ESTIMATION | 1973:2/1991:4 | 1973:2/1996:4 |
|---|---|---|
| $\alpha$ | 0.02 | 0.007 |
| (p-value) | (0.00) | (0.09) |
| $\Sigma \rho$ | -0.023 | 0.3 |
| (p-value)[1] | (0.05) | (0.01) |
| (p-value)[2] | (0.88) | (0.04) |
| $\Sigma \beta$ | 0.958 | 0.336 |
| (p-value)[1] | (0.00) | (0.11) |
| (p-value)[2] | (0.00) | (0.11) |
| $\gamma$ | -1.248 | -1.16 |
| (p-value) | (0.03) | (0.05) |
| $\theta$ | 0.285 | 0.308 |
| (p-value) | (0.00) | (0.00) |
| $\lambda$ | -0.606 | -0.696 |
| (p-value) | (0.03) | (0.01) |
| $\omega$ | 0.150 | 0.150 |
| (p-value) | (0.03) | (0.02) |
| **STATISTIQUES D'ADÉQUATION** | | |
| $R^2$ ajusté | 0.604 | 0.527 |
| ETVD | 0.037 | 0.034 |
| ETE | 0.023 | 0.023 |
| BG(4) | 0.7 | 0.44 |
| White | 0.44 | 0.26 |
| ARCH LM(4) | 0.07 | 0.17 |
| Reset (4) | 0.67 | 0.9 |
| Chow avec bris en 1992:1 | Sans objet | 0.03 |
| **PRÉVISIONS STATIQUES** | 1992:1/1998:4 | 1997:1/1998:4 |
| EM | -0.0199 | -0.001 |
| REQM | 0.03 | 0.011 |
| U-Theil | 0.349 | 0.148 |
| Um | 0.671 | 0.004 |
| Uv | 0.033 | 0.099 |
| Uc | 0.296 | 0.896 |

Notes :
1/ correspond à la statistique p-value de l'hypothèse nulle que les coefficients sont simultanément égaux à zéro.
2/ correspond à la statistique p-value de l'hypothèse nulle que la somme des coefficients est égale à zéro.
Pour plus d' information sur les autres statistiques, voir le tableau 1.

**Tableau 6 :**
**Résultats de la courbe IS avec l'écart à terme corrigé pour la prime de risque**

L'équation estimée est la suivante :

$$gy_t = \alpha + \Sigma \rho_i gy_{t-i} + \Sigma \beta_j courbea_{t-j} + \gamma drlt_{t-1} + \theta gyus_t + \lambda dfisc_{t-3} + \omega drx_{t-1} + \varepsilon_t$$

pour i=1,...,4 retards, j=1,...,5 retards.

| ESTIMATION | 1973:2/1991:4 | 1973:2/1996:4 |
|---|---|---|
| $\alpha$ | 0.023 | 0.019 |
| (p-value) | (0.00) | (0.00) |
| $\Sigma \rho$ | -0.011 | 0.089 |
| (p-value)[1] | (0.04) | (0.01) |
| (p-value)[2] | (0.94) | (0.54) |
| $\Sigma \beta$ | 0.963 | 0.897 |
| (p-value)[1] | (0.00) | (0.00) |
| (p-value)[2] | (0.00) | (0.00) |
| $\gamma$ | -1.297 | -1.061 |
| (p-value) | (0.02) | (0.04) |
| $\theta$ | 0.31 | 0.273 |
| (p-value) | (0.00) | (0.00) |
| $\lambda$ | -0.566 | -0.61 |
| (p-value) | (0.03) | (0.01) |
| $\omega$ | 0.065 | 0.095 |
| (p-value) | (0.39) | (0.16) |
| **STATISTIQUES D'ADÉQUATION** | | |
| $R^2$ ajusté | 0.601 | 0.557 |
| ETVD | 0.037 | 0.034 |
| ETE | 0.023 | 0.023 |
| BG(4) | 0.52 | 0.47 |
| White | 0.52 | 0.39 |
| ARCH LM(4) | 0.00 | 0.00 |
| Reset (4) | 0.9 | 0.96 |
| Chow avec bris en 1992:1 | Sans objet | 0.16 |
| **PRÉVISIONS STATIQUES** | 1992:1/1998:4 | 1997:1/1998:4 |
| EM | -0.0071 | -0.0033 |
| REQM | 0.0195 | 0.011 |
| U-Theil | 0.285 | 0.15 |
| Um | 0.132 | 0.081 |
| Uv | 0.089 | 0.147 |
| Uc | 0.779 | 0.771 |

Notes :

1/ correspond à la statistique p-value de l'hypothèse nulle que les coefficients sont simultanément égaux à zéro.
2/ correspond à la statistique p-value de l'hypothèse nulle que la somme des coefficients est égale zéro.

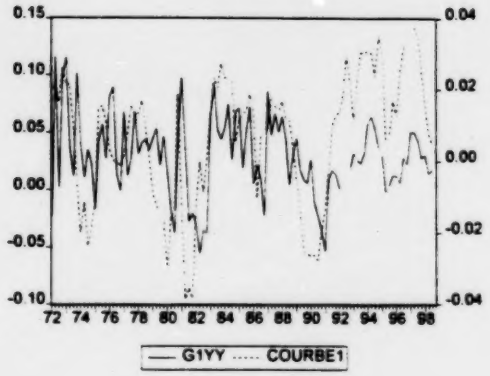
Pour plus d'information sur les autres statistiques, voir le tableau 1.

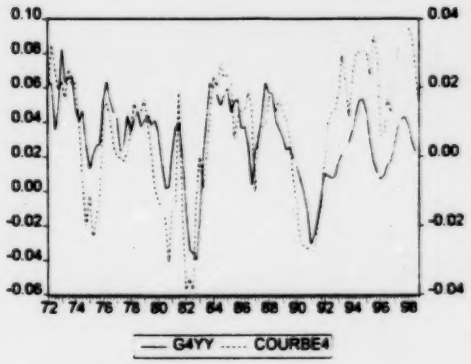
**Tableau 7 :**
**Tests de racine unitaire des séries chronologiques utilisées**

| Variables | Test Dickey-Fuller augmenté | Test Perron-Phillips (PP) |
|---|---|---|
| courbe | -3.19** | -3.37*** |
| courbea | -3.88*** | -3.69*** |
| gy | -4.10*** | -7.03*** |
| gyus | -7.44*** | -4.28*** |
| drx | -2.20 | -5.76*** |
| drlt | -3.78*** | -5.78*** |
| dfisc | -4.54*** | -12.75*** |

Notes : Les statistiques des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller augmentés (ADF) et de Perron-Phillips (PP) sont calculées avec quatre retards. Un, deux et trois astérisques indiquent un niveau de significativité de 10%, de 5% et de 1% respectivement.

## Graphique 1 :
## L'écart à terme comme indicateur avancé de l'activité économique au Canada

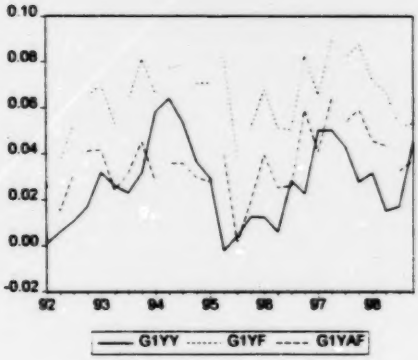


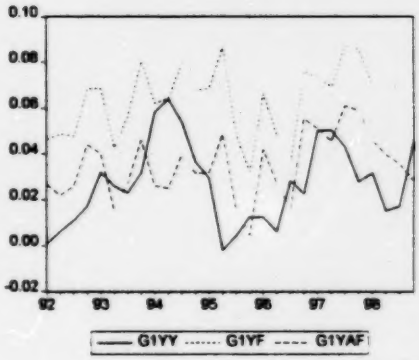




Note : COURBE1 correspond à l'écart à terme retardé d'un trimestre et COURBE4 correspond à l'écart à terme retardé de quatre trimestres G1YY et G4YY sont les taux de croissance du PIB sur un et quatre trimestres respectivement.

## Graphique 2 :
## Prévisions des modèles indicateurs avec écart à terme et écart à terme corrigé, un trimestre à l'avance

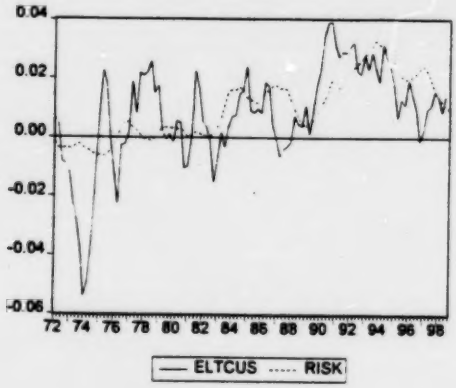
***Prévisions statiques*** ***Prévisions dynamiques***



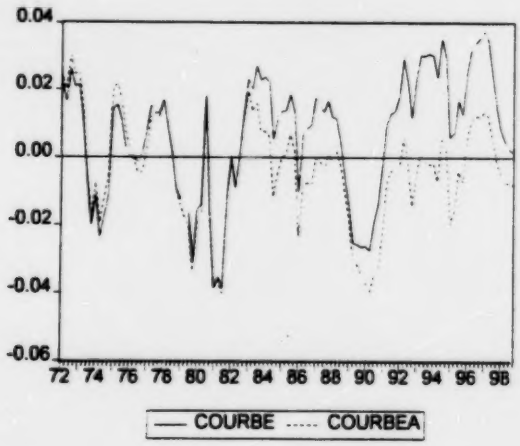

g1yy correspond au taux de croissance du PIB d'un trimestre à l'autre (taux annualisés);
g1yf est le taux de croissance du PIB prédit par le modèle indicateur de base avec écart à terme;
g1yaf est celui prédit par le modèle avec écart à terme corrigé.

**Graphique 3 :**
**Évolution de la prime de risque et du différentiel CAN-É.U. des taux d'intérêt réels à long terme**



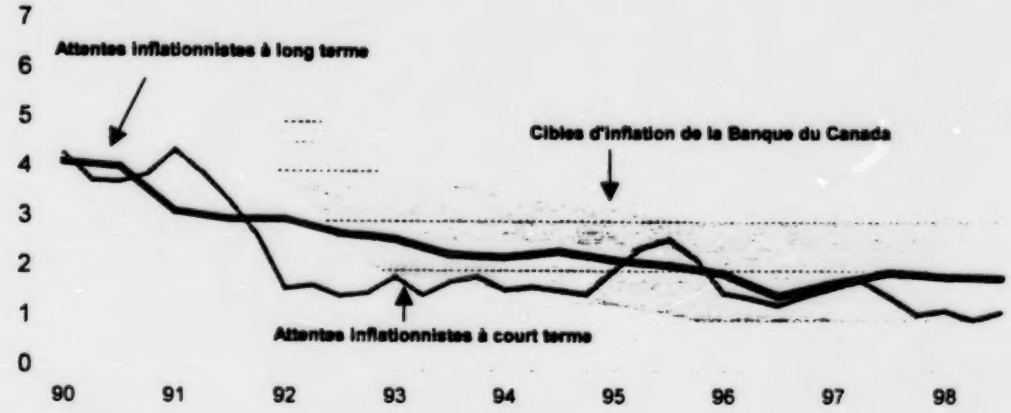

ELTCUS correspond à l'écart entre les taux d'intérêt réels à long terme du Canada et des États-Unis où l'inflation anticipée est calculée à partir du taux de croissance annuel du dégonfleur du PIB canadien et américain, respectivement, et RISK est la prime de risque calculée dans la section 3.

**Graphique 4 :**
**Évolution de l'écart à terme (courbe) et de l'écart à terme corrigé (courbea)**



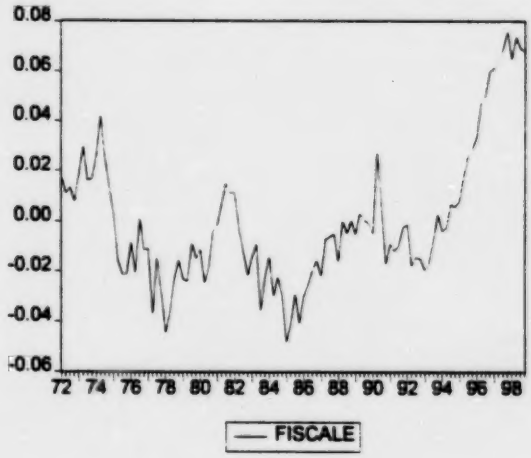
## Graphique 5

### Attentes inflationnistes à court terme et à long terme* et cibles d'inflation au Canada



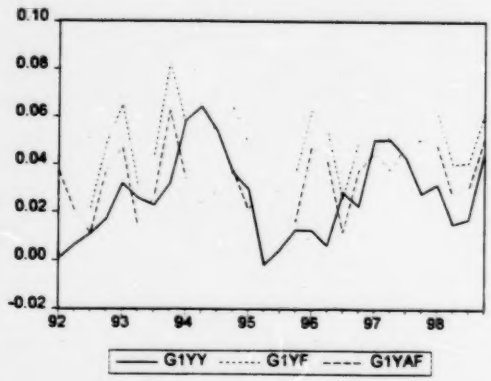

Voir Section 3.2 pour une description des calculs des attentes inflationnistes à court terme et à long terme.

## Graphique 6 :
### Évolution du solde bugétaire primaire corrigé selon le cycle économique, en proportion du PIB potentiel en dollars courants

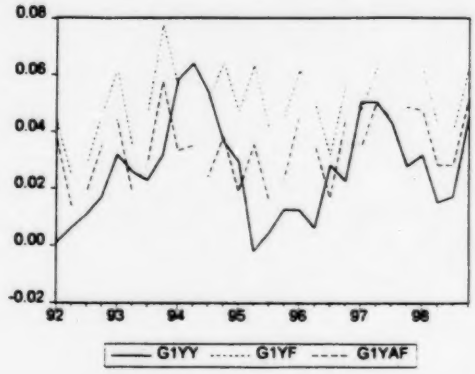


**Graphique 7 :**
**Prévisions des modèles de courbe IS avec écart à terme et écart à terme corrigé, un trimestre à l'avance**

***Prévisions statiques***




***Prévisions dynamiques***




g1yy correspond au taux de croissance du PIB d'un trimestre à l'autre (taux annualisés);
g1yf est le taux de croissance du PIB prédit par le modèle de la courbe IS dénoté (5);
g1yaf est celui prédit par le modèle de la courbe IS dénoté (6).

| |
|---|
| **2000** |
| |
| 2000-04 L'écart à terme comme indicateur de l'activité économique : L'expérience des années 90 - Paul Delâge et Jean-François Fillion |
| |
| 2000-03 Croissance endogène et vieillissement démographique : le cas d'une petite économie ouverte* |
| |
| 2000-02 "Modeling Federal Finances under Uncertainty" Derek Hermanutz and Chris Matier |
| |
| 2000-01 "Liability Management Using Dynamic Portfolio Strategies" Richard Black, Colin R. Telmer |
| |
| **1999** |
| |
| 99-03 "An Econometric Examination of the Impact of Population Ageing on Personal Savings in Canada" , Maxime Fougère - Finance, Marcel Mérette - University of Ottawa |
| |
| 99-02 "Analyzing and Forecasting Credit Ratings: Some Canadian Evidence" Patrick Sabourin |
| |

| |
|---|
| 99-01 "Taxation and Economic Performance: A Cross-Country Comparison and Model Sensitivity Analysis" Jing Xu |
| |
| |
| **1998** |
| |
| 99-01 "The BU Ratio: Prospect and Retrospect" Timothy C. Sargent |
| |
| 98-08 "Youth and the 1990s Labour Market" Carolyn Wilkins |
| |
| 98-07 "The Canadian Economic and Fiscal Model - 1996 Version: Part 3 - Empirical Specification and Statistical Assessment" Jian-Guo Cao and Benoît Robidoux |
| |
| 98-06 "The Canadian Economic and Fiscal Model - 1996 Version: Part 2 - Dynamic Forecasting and Simulation Properties" Alain DeSerres, Benoît Robidoux and Bing-Sun Wong |
| |
| 98-05 "The Canadian Economic and Fiscal Model - 1996 Version: Part 1 - Model Structure" Benoît Robidoux and Bing-Sun Wong |
| |
| 98-04 "Population Ageing and the Current Account in Selected OECD Countries" Maxime Fougère and Marcel Mérette |
| |

| |
|---|
| 98-03 "Population Ageing and Economic Growth in Seven OECD Countries" Maxime Fougère and Marcel Mérette |
| |
| 98-02 "The Persistence of Low Income Spells in Canada, 1982-1993" Mireille Laroche |
| |
| 98-01 "On the Concept and Dimensions of Human Capital in a Knowledge-Based Economy Context" Mireille Laroche, Marcel Mérette and G.C. Ruggeri |
| |
| **1997** |
| |
| 97-08 "Estimating the Economic Efficiency Consequences of Alternative Tax Reforms Using a CGE Model: Homogeneous Vs Heterogeneous Labour Specifications" Louis Beauséjour, Mokhtar Souissi, Carole Vincent and G.C. Ruggeri |
| |
| 97-07 "Tax Expenditures and Tax Preferences in the Personal Income Tax System of Selected OECD Countries: A Suggested Classification, G.C. Ruggeri and Carole Vincent |
| |
| 97-06 "Income Taxes, Life-Cycles and Growth", Marcel Mérette |
| |
| 97-05 "Effective Income Tax Rates in Macroeconomics: An Update for Canada", G.C. Ruggeri, Mireille Laroche and Carole Vincent |
| |

| |
|---|
| 97-04 "A Public versus a Private Canada Pension Plan: A Survey of the Economics" Steven James |
| |
| 97-03 "Forecasting Canadian Recessions with Macroeconomic Indicators" Robert Lamy |
| |
| 97-02 "The Dynamic Effects of Taxes and Government Spending in a Calibrated Canadian Endogenous Growth Model" Jing Xu |
| |
| 97-01 "The Impact of Fiscal Policy on the Risk Premium of Government Long-Term Debt: Some Canadian Evidence" Todd Mattina and François Delorme |
| |
| **1996** |
| |
| 96-06 "Does the Length of the Current Expansion Increase the Probability of Recession?" Lisa Backa |
| |
| 96-02 "Do Mechanical Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles?", Alain Guay and Pierre St-Amant |
| |
| 96-01 "An Indicator Model of Core Inflation in Canada" Robert Lamy and Paul Rochon |
| |

| 1995 |
| --- |
| |
| 95-12 "Potential Economic Effects of Experience-Rating the Unemployment Insurance System Using a Multi-Sector General Equilibrium Model of Canada" Louis Beauséjour, Munir A. Sheikh and Baxter Williams |
| |
| 95-11 "Active Labour Market Policies: An Evaluation" Lori Marchildon |
| |
| 95-10 "An Index of Unemployment Insurance Disincentives" Timothy C. Sargent |
| |
| 95-09 "The Economics of Canada Pension Plan Reforms" Steven James, Chris Matier, Humam Sakhnini and Munir Sheikh |
| |
| 95-08 "The Long-Run Economic Impacts of Government Debt Reduction" Steven James and Chris Matier |
| |
| 95-07 "Time Series Properties of Canadian Real Interest Rates", Chris Matier and Werner Schüle |
| |
| 95-06 "Interpreting Sacrifice Ratios Across Countries and Over Time" Brenda Lipsett and Steven James |
| |
| 95-05 "Effective Rates of Assistance: An Old Idea Whose Time Has Come?" Louis Beauséjour and Munir A. Sheikh |
| |
| 95-04 "Aggregate Fluctuations, Monetary Policy and Nominal Wage Rigidities in a |

| |
|---|
| New-Classical Setting: Results for Canada" Humam Sakhnini |
| |
| 95-03 "Ricardian Equivalence and the Permanent Income Hypothesis: An Empirical Investigation" |
| Benoit Perron |
| |
| 95-02 "Are New-Classical Models Becoming Relevant Policy Tools: A Survey of Recent New-Classical Models" Humam Sakhnini |
| |
| 95-01 "Fluctuations économiques dans un environnement de stabilité des prix" Claude Lavoie * Please note that this working paper is available in French only. |
| |
| 1994 |
| |
| 94-06 "Conditional Productivity Convergence in Canada" Frank C. Lee |
| |
| 94-05 "A Guide to Applied Modern Macroeconometrics" Alain Paquet |
| |
| 94-04 "Interindustry Wage Differentials: Evidence, Explanations and Potential Distortions" Mario Iacobacci |
| |
| 94-03 "Regional Productivity Convergence in Canada" Frank C. Lee and Serge Coulombe |

| |
|---|
| 94-02 "Regional Economic Disparities in Canada" Serge Coulombe and Frank C. Lee |
| |
| 94-01 "The Interaction of Inflation with a Canadian-Type Capital Tax System: A Dynamic General Equilibrium Analysis Incorporating Endogenous Leverage and Heterogeneous Households" Steven James |
| |
| **1992** |
| |
| 92-04 "An Environmental CGE Model of Canada and the United States" Louis Beauséjour, Gordon Lenjosek and Michael Smart |
| |
| 92-03 "Estimating Trend Total Factor Productivity Growth in Canada" Carolyn Wilkins, Frank Lee and Steven James |
| |
| 92-02 "Un indice de prix régional de biens et services comparables au Canada et son application aux disparités régionales de revenu" Raynald Létourneau. Available in French only. |
| |
| 92-01 "A New Composite Leading Indicator of the Canadian Economy" Robert Lamy |
| |

| 1990 |
| --- |
| |
| 90-07 "Une analyse empirique des déterminants du taux d'intérêt réel mondial" Benoît Robidoux |
| Please note that this working paper is available in French only. |
| |
| 90-06 "Real Interest Rates in Historical Perspective" Paul Jenkins |
| |
| 90-05 "The Contribution of Fiscal Policy to Real Interest Rate Movements in the 1980s" Paul Jenkins |
| |
| 90-04 "The Constant Price Hypothesis in Multi-Industry Cross-Section Studies: The Impact on Cost Function Estimates" Benoît Robidoux and John Lester |
| |
| 90-03 "The Cyclically-Adjusted Output Methodology" Mario Albert, Nathalie Boisvert and Robert Fonberg |
| |
| 90-02 "The Determination of Real Interest Rates" Joel Fried and David Burgess |
| |
| 90-01 "La voie des dépenses fiscales : le point sur les questions conceptuelles et les controverses" |
| Neil Bruce. Available in French only. |
| |

| |
|---|
| **1989** |
| |
| 89-07 "INTERMOD 2.0: Model Specification and Simulation Properties" Guy Meredith |
| |
| 89-06 "The Calculation of Marginal Effective Tax Rates in the 1987 White Paper on Tax Reform" |
| Jack Jung |
| |
| 89-05 "Effects of Changing Age Structure on Consumption and Saving" Paul Jenkins |
| |
| 89-04 "Expectations, Policy Shocks, and Output Behaviour in a Multi-Country Macroeconomic Model" |
| Guy Meredith |
| |
| 89-03 "The Goods and Services Tax: A General Equilibrium Analysis" Bob Hamilton and Chun-Yan Kuo |
| |
| 89-02 "A Survey of Some Recent Developments in Macroeconomics" Michael Devereux |
| |
| 89-01 "Closed Economy Analysis of the Dynamics of Deficits and Debt in a Unitary and Federal State", Carolyn Wilkins and Mario Albert |
| |

| 1988 |
| --- |
| |
| 88-10 "A Guide to the GET Model" Richard G. Harris |
| |
| 88-09 "INTERMOD Model User's and Developer's Guide for PC Systems" Philip Bagnoli and Anders Kruus |
| |
| 88-08 "The Trade Sector in INTERMOD" Guy Meredith |
| |
| 88-07 "INTERMOD 1.1: A G-7 Version of the IMF's Multimod" John F. Helliwell, Guy Meredith, Yves Durand and Philip Bagnoli |
| |
| 88-06 "Resolutions of the U.S. Trade Imbalances: How Painful Will the Adjust Be?" Janice Haritos |
| |
| 88-05 "Econometric Estimates of Import Price Elasticities for Canada" Raynald Létourneau and John Lester |
| |
| 88-04 "Econometric Estimates of Scale Economies in Canadian Manufacturing" Benoît Robidoux and John Lester |
| |
| 88-03 "Trade Barriers Between Canada and the United States" John Lester and Tony Morehen |
| |

| |
|---|
| 88-02 "New Estimates of Canadian Tariff Rates by Industry and Commodity" John Lester and Tony Morehen |
| |
| 88-01 "Geographic Labour Mobility in Canada" Louis Grignon and Kei Moray |
| |
| **1987** |
| |
| 87-01 "Économies d'échelle : Un survol des techniques d'estimation et des problèmes méthodologiques" |
| Benoît Robidoux. Available in French only. |
| **1986** |
| |
| 86-01 "The Structure of Production in Ten Canadian Industries" François Delorme and John Lester |

| |
|---|
| **2001** |
| 2001-05 Monitoring Regional Economies in Canada With New High-Frequency Coincident Indexes - Robert Lamy and Patrick Sabourin |
| |
| 2001-04 Labour or Total Factor Productivity: Do We Need to Choose? - Timothy C. Sargent and Edgard R. Rodriguez |
| |
| 2001-03 Structural Unemployment and Technical Change in Canada, 1990-1999 - Timothy C. Sargent |
| |
| 2001-02 Determinants of Retirement: Does Money Really matters? - Janice Compton |
| |
| 2001-01 The role of Government Debt in a World of Incomplete Financial Markets - Steven James and Philippe Karam |
| **2000** |
| 2000-08 Public Finance Implications of Population Ageing - Phillip King and Harriet Jackson |
| |
| 2000-07 Networks for Macroeconomic Forecasting: A Complementary Approach to Linear Regression Models - Steven Gonzalez |
| |
| 2000-06 Forecasting employment Rates: A Cohort Approach - Marie-France Paquet and Timothy C. Sargent |
| |
| 2000-05 Measuring Human Capital in Canada - Mireille Laroche and Marcel Mérette of the University of Ottawa |
| |
| 2000-04 L'écart à terme comme indicateur de l'activité économique : L'expérience des années 90 Paul Delâge et Jean-François Fillion |
| |
| 2000-03 Croissance endogène et vieillissement démographique : le cas d'une petite économie ouverte* Maxime Fougère |
| |
| 2000-02 "Modeling Federal Finances under Uncertainty" Derek Hermanutz and Chris Matier |
| |
| 2000-01 "Liability Management Using Dynamic Portfolio Strategies" Richard Black, Colin R. Telmer |
| |
| **1999** |

99-03 "An Econometric Examination of the Impact of Population Ageing on Personal Savings in Canada" , Maxime Fougère - Finance, Marcel Mérette - University of Ottawa

99-02 "Analyzing and Forecasting Credit Ratings: Some Canadian Evidence" Patrick Sabourin

99-01 "Taxation and Economic Performance: A Cross-Country Comparison and Model Sensitivity Analysis" Jing Xu

**1998**

98-09 "The BU Ratio: Prospect and Retrospect" Timothy C. Sargent

98-08 "Youth and the 1990s Labour Market" Carolyn Wilkins

98-07 "The Canadian Economic and Fiscal Model - 1996 Version: Part 3 - Empirical Specification and Statistical Assessment" Jian-Guo Cao and Benoît Robidoux

98-06 "The Canadian Economic and Fiscal Model - 1996 Version: Part 2 - Dynamic Forecasting and Simulation Properties" Alain DeSerres, Benoît Robidoux and Bing-Sun Wong

98-05 "The Canadian Economic and Fiscal Model - 1996 Version: Part 1 - Model Structure" Benoît Robidoux and Bing-Sun Wong

98-04 "Population Ageing and the Current Account in Selected OECD Countries" Maxime Fougère and Marcel Mérette

98-03 "Population Ageing and Economic Growth in Seven OECD Countries" Maxime Fougère and Marcel Mérette

98-02 "The Persistence of Low Income Spells in Canada, 1982-1993" Mireille Laroche

98-01 "On the Concept and Dimensions of Human Capital in a Knowledge-Based Economy Context" Mireille Laroche, Marcel Mérette and G.C. Ruggeri

**1997**

97-08 "Estimating the Economic Efficiency Consequences of Alternative Tax Reforms Using a CGE Model: Homogeneous Vs Heterogeneous Labour Specifications" Louis Beauséjour, Mokhtar Souissi, Carole Vincent and G.C. Ruggeri

97-07 "Tax Expenditures and Tax Preferences in the Personal Income Tax System of Selected OECD Countries: A Suggested Classification, G.C. Ruggeri and Carole Vincent

| |
|---|
| 97-06 "Income Taxes, Life-Cycles and Growth", Marcel Mérette |
| |
| 97-05 "Effective Income Tax Rates in Macroeconomics: An Update for Canada", G.C. Ruggeri, Mireille Laroche and Carole Vincent |
| |
| 97-04 "A Public versus a Private Canada Pension Plan: A Survey of the Economics" Steven James |
| |
| 97-03 "Forecasting Canadian Recessions with Macroeconomic Indicators" Robert Lamy |
| |
| 97-02 "The Dynamic Effects of Taxes and Government Spending in a Calibrated Canadian Endogenous Growth Model" Jing Xu |
| |
| 97-01 "The Impact of Fiscal Policy on the Risk Premium of Government Long-Term Debt: Some Canadian Evidence" Todd Mattina and François Delorme |
| |
| **1996** |
| |
| 96-06 "Does the Length of the Current Expansion Increase the Probability of Recession?" Lisa Backa |
| |
| 96-02 "Do Mechanical Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles?", Alain Guay and Pierre St-Amant |
| |
| 96-01 "An Indicator Model of Core Inflation in Canada" Robert Lamy and Paul Rochon |
| |
| **1995** |
| |
| 95-12 "Potential Economic Effects of Experience-Rating the Unemployment Insurance System Using a Multi-Sector General Equilibrium Model of Canada" Louis Beauséjour, Munir A. Sheikh and Baxter Williams |
| |
| 95-11 "Active Labour Market Policies: An Evaluation" Lori Marchildon |
| |
| 95-10 "An Index of Unemployment Insurance Disincentives" Timothy C. Sargent |
| |
| 95-09 "The Economics of Canada Pension Plan Reforms" Steven James, Chris Matier, Humam Sakhnini and Munir Sheikh |
| |
| 95-08 "The Long-Run Economic Impacts of Government Debt Reduction" Steven James and Chris Matier |
| |
| 95-07 "Time Series Properties of Canadian Real Interest Rates", Chris Matier and Werner Schüle |
| |
| 95-06 "Interpreting Sacrifice Ratios Across Countries and Over Time" Brenda Lipsett and Steven James |

95-05 "Effective Rates of Assistance: An Old Idea Whose Time Has Come?" Louis Beauséjour and Munir A. Sheikh

95-04 "Aggregate Fluctuations, Monetary Policy and Nominal Wage Rigidities in a New-Classical Setting: Results for Canada" Humam Sakhnini

95-03 "Ricardian Equivalence and the Permanent Income Hypothesis: An Empirical Investigation" Benoit Perron

95-02 "Are New-Classical Models Becoming Relevant Policy Tools: A Survey of Recent New-Classical Models" Humam Sakhnini

95-01 "Fluctuations économiques dans un environnement de stabilité des prix" Claude Lavoie
Please note that this working paper is available in French only.

**1994**

94-06 "Conditional Productivity Convergence in Canada" Frank C. Lee

94-05 "A Guide to Applied Modern Macroeconometrics" Alain Paquet

94-04 "Interindustry Wage Differentials: Evidence, Explanations and Potential Distortions" Mario Iacobacci

94-03 "Regional Productivity Convergence in Canada" Frank C. Lee and Serge Coulombe

94-02 "Regional Economic Disparities in Canada" Serge Coulombe and Frank C. Lee

94-01 "The Interaction of Inflation with a Canadian-Type Capital Tax System: A Dynamic General Equilibrium Analysis Incorporating Endogenous Leverage and Heterogeneous Households" Steven James

**1992**

92-04 "An Environmental CGE Model of Canada and the United States" Louis Beauséjour, Gordon Lenjosek and Michael Smart

92-03 "Estimating Trend Total Factor Productivity Growth in Canada" Carolyn Wilkins, Frank Lee and Steven James

92-02 "Un indice de prix régional de biens et services comparables au Canada et son application aux disparités régionales de revenu" Raynald Létourneau. Available in French only.

92-01 "A New Composite Leading Indicator of the Canadian Economy" Robert Lamy

**1990**

90-07 "Une analyse empirique des déterminants du taux d'intérêt réel mondial" Benoît Robidoux
Please note that this working paper is available in French only.

90-06 "Real Interest Rates in Historical Perspective" Paul Jenkins

90-05 "The Contribution of Fiscal Policy to Real Interest Rate Movements in the 1980s" Paul Jenkins

90-04 "The Constant Price Hypothesis in Multi-Industry Cross-Section Studies: The Impact on Cost Function Estimates" Benoît Robidoux and John Lester

90-03 "The Cyclically-Adjusted Output Methodology" Mario Albert, Nathalie Boisvert and Robert Fonberg

90-02 "The Determination of Real Interest Rates" Joel Fried and David Burgess

90-01 "La voie des dépenses fiscales : le point sur les questions conceptuelles et les controverses" Neil Bruce. Available in French only.

**1989**

89-07 "INTERMOD 2.0: Model Specification and Simulation Properties" Guy Meredith

89-06 "The Calculation of Marginal Effective Tax Rates in the 1987 White Paper on Tax Reform" Jack Jung

89-05 "Effects of Changing Age Structure on Consumption and Saving" Paul Jenkins

89-04 "Expectations, Policy Shocks, and Output Behaviour in a Multi-Country Macroeconomic Model"
Guy Meredith

89-03 "The Goods and Services Tax: A General Equilibrium Analysis" Bob Hamilton and Chun-Yan Kuo

89-02 "A Survey of Some Recent Developments in Macroeconomics" Michael Devereux

89-01 "Closed Economy Analysis of the Dynamics of Deficits and Debt in a Unitary and Federal State" - Carolyn Wilkins and Mario Albert

| |
|---|
| **1988** |
| |
| 88-10 "A Guide to the GET Model" Richard G. Harris |
| |
| 88-09 "INTERMOD Model User's and Developer's Guide for PC Systems" Philip Bagnoli and Anders Kruus |
| |
| 88-08 "The Trade Sector in INTERMOD" Guy Meredith |
| |
| 88-07 "INTERMOD 1.1: A G-7 Version of the IMF's Multimod" John F. Helliwell, Guy Meredith, Yves Durand and Philip Bagnoli |
| |
| 88-06 "Resolutions of the U.S. Trade Imbalances: How Painful Will the Adjust Be?" Janice Haritos |
| |
| 88-05 "Econometric Estimates of Import Price Elasticities for Canada" Raynald Létourneau and John Lester |
| |
| 88-04 "Econometric Estimates of Scale Economies in Canadian Manufacturing" Benoît Robidoux and John Lester |
| |
| 88-03 "Trade Barriers Between Canada and the United States" John Lester and Tony Morehen |
| |
| 88-02 "New Estimates of Canadian Tariff Rates by Industry and Commodity" John Lester and Tony Morehen |
| |
| 88-01 "Geographic Labour Mobility in Canada" Louis Grignon and Kei Moray |
| |
| **1987** |
| |
| 87-01 "Économies d'échelle : Un survol des techniques d'estimation et des problèmes méthodologiques" |
| Benoît Robidoux. Available in French only. |
| **1986** |
| |
| 86-01 "The Structure of Production in Ten Canadian Industries" François Delorme and John Lester |